

Isabel Sanz Villarroya*
Jaime Sanaú Villarroya*
Luis Pérez y Pérez**

ESTIMACIÓN DE MODELOS DE CRECIMIENTO REGIONAL. APLICACIÓN A LA COMUNIDAD AUTÓNOMA DE ARAGÓN

En este trabajo se utilizan técnicas de análisis de series temporales para estimar tres modelos de crecimiento regional, basados en el de Solow. Entre los resultados obtenidos para Aragón cabe resaltar, de una parte, la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre el nivel de producción, aproximado por el VAB, el trabajo y los capitales físico y humano, siendo los coeficientes estadísticamente significativos y acordes con los planteamientos teóricos; y, de otra, que Aragón registró una ruptura negativa y significativa en la tendencia de crecimiento a partir de 1992.

Palabras clave: crecimiento económico, capital físico, capital humano, empleo, análisis de series temporales, Aragón.

Clasificación JEL: C51, E23, O11, O47.

1. Introducción

El crecimiento de las economías puede conseguirse por múltiples vías como el aumento de los recursos tangibles empleados, a través del progreso técnico y organizativo,

así como desplazando actividades desde sectores tradicionales a otros más avanzados en tecnología, recursos u oportunidades de crecimiento. El crecimiento de la productividad total de los factores (PTF), que aproxima mejoras de eficiencia, permite generar valor añadido adicional por unidad de factor productivo empleado y, gracias a ello, incrementar las retribuciones de los factores —sean salarios o beneficios— y, de este modo, mejorar la renta por habitante. En épocas de cambio cíclico, como la acontecida a partir de 2008 en muchos países desarrollados, interesa identificar la importancia de las fuentes del crecimiento, así como compararlas entre sí a lo largo del tiempo o con las de otras economías.

* Departamento de Estructura e Historia Económica y Economía Pública. Universidad de Zaragoza.

** Departamento de Economía Agraria y Recursos Naturales. Centro de Investigación y Tecnología Agroalimentaria. Gobierno de Aragón.

Los autores agradecen las sugerencias de los evaluadores de *Información Comercial Española. Revista de Economía* que, sin duda, han permitido mejorar la versión inicial del trabajo.

Versión de enero de 2013

La estimación de modelos de crecimiento permite realizar este tipo de análisis. En el caso español, existen diferentes estudios entre los que pueden destacarse los impulsados por el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (Ivie) o el de Sosvilla y Alonso (2005)¹. No ocurre lo mismo con las distintas comunidades autónomas, pese a que se dispone de información estadística generada bajo criterios de calidad similares a los empleados para el conjunto nacional. Hacer esta valoración en el caso de una región durante los últimos años es interesante no solo como ejercicio académico sino también porque ayuda a las instituciones autonómicas —que tienen competencias comparables a las de cualquier Estado federal— y a la sociedad, en general, a reconocer los problemas económicos y encontrar las soluciones a los mismos.

El objetivo central de este trabajo es explicar con detalle la estimación de un modelo económico que refleje de manera fiel el comportamiento estructural a largo plazo de una economía regional como la aragonesa. El modelo puede emplearse, asimismo, para calcular los impactos en el largo plazo de un aumento de la calidad o de las dotaciones factoriales —como consecuencia de una inversión pública o privada, por ejemplo— o de una mejora en la eficiencia productiva².

Para conseguir este objetivo se parte del modelo de Solow, que relaciona teóricamente el producto de una economía con un conjunto de variables explicativas básicas. Inicialmente fueron el capital físico y el trabajo, si bien, en una versión ampliada, se consideró además el capital humano. De acuerdo con los postulados teóricos

del modelo de Solow, estas tres variables han de ejercer un impacto positivo y estadísticamente significativo en el crecimiento de una economía, lo que en la práctica obliga a estimar el modelo con la máxima precisión posible, es decir, con la metodología más adecuada a la dimensión temporal y/o transversal de los datos.

En esta investigación la muestra cubre el período 1980-2004, por lo que se requieren técnicas de series temporales apropiadas al estudio del largo plazo. Como se indica más adelante, al aplicar el análisis de cointegración se detectó la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre el nivel de producción, el trabajo empleado, el capital físico y el capital humano, variables que presentaron los signos y la significatividad estadística esperados.

El trabajo se estructura del siguiente modo. En el apartado 2 se sintetizan los principales hechos estilizados del crecimiento económico de Aragón en la etapa estudiada, que ayudan a interpretar los resultados de la aplicación empírica. En el apartado 3 se ofrece un resumen del marco teórico en el que se basa este estudio y se expone sucintamente la metodología econométrica empleada. En el apartado 4 se presentan los datos y fuentes utilizados y se exponen los resultados de las estimaciones. Cierra el estudio un apartado en el que se incluye un breve resumen de los resultados obtenidos y unas reflexiones finales, que va seguido de un Anexo con el análisis de las rupturas estructurales en la tendencia del VAB aragonés durante la etapa examinada.

2. El crecimiento de Aragón desde 1980

Entre los trabajos que se han ocupado del crecimiento de Aragón en las últimas tres décadas, cabe destacar de una parte los de Salas y Sanaú (1999), Pérez, Sanaú y Albert (2008) y Mas Ivars *et al.* (2012) y, de la otra, los de Sosvilla *et al.* (2002) y Sosvilla *et al.* (2008)³.

¹ GALINDO MARTÍN (2011) contiene una síntesis de las teorías explicativas del crecimiento económico en la que se destaca que los estudios empíricos están introduciendo diversas variables cuantitativas y cualitativas para analizar el crecimiento de los países. Entre las variables estudiadas en esta revista pueden resaltarse la política fiscal, el medio ambiente (ALFRANCA, 2007), la gobernanza (GALINDO MARTÍN, 2007) o la distribución de la renta (BENGOA CALVO y SÁNCHEZ-ROBLES RUTE, 2001; ÁLVAREZ HERRANZ, 2007).

² En el caso concreto de Aragón, este tipo de modelos se ha aplicado recientemente para evaluar impactos a largo plazo como el de la Exposición Internacional de 2008 o el de las inversiones en redes de transporte de la electricidad. Véanse, por ejemplo, SERRANO SANZ *et al.* (2009) y PÉREZ y PÉREZ *et al.* (2010).

³ Para un análisis temporal más amplio véase GERMÁN ZUBERO (2012), trabajo que incorpora una extensa bibliografía relacionada con la evolución de Aragón desde finales del Siglo XVIII

Salas y Sanaú (1999) analizaron el crecimiento entre 1955 y 1997, estudiando la evolución del capital físico de titularidad pública y privada, así como el volumen y cualificación de los recursos humanos, factores que explican los cambios registrados en los niveles de producción y renta por habitante de Aragón. También abordaron los cambios surgidos en la estructura productiva de la región y el grado de eficiencia con que se llevó a cabo la producción de bienes y servicios⁴. El trabajo de Pérez, Sanaú y Albert (2008) examinó el crecimiento regional entre 1985 y 2005, con las últimas bases de datos del Ivie relativas al empleo, capital humano, capital físico, capital social y productividad. Mas *et al.* (2012) diagnosticaron las causas del estancamiento de la productividad en Aragón y propusieron interesantes medidas de mejora.

Sosvilla *et al.* (2002), a su vez, analizaron los efectos a corto y a largo plazo de las ayudas percibidas por Aragón desde la incorporación de España a la actual Unión Europea hasta 2006. Para evaluar los efectos a largo plazo estimaron un modelo en línea con el que se expondrá en el apartado siguiente. Sosvilla *et al.* (2008), partiendo del estudio de la competitividad regional, se adentraron en la problemática específica en términos de innovación y conocimiento en Aragón, sintetizando las debilidades, fortalezas, amenazas y oportunidades de la población y el territorio; de la economía, los sectores productivos y las empresas; del mercado laboral y el capital humano; de las infraestructuras y la innovación y de la sociedad del conocimiento.

A partir de estos estudios se pueden sintetizar los *hechos estilizados* del crecimiento aragonés durante las últimas décadas:

a) Aragón presenta frente a España una estructura productiva con un mayor peso de los sectores agrícola, manufacturero, energético, construcción y servicios de no mercado, y una menor participación relativa de los servicios destinados a la venta.

b) Dada su estructura productiva, el crecimiento de la economía aragonesa tiende a ser inferior al del conjunto español, por lo que la región pierde peso relativo en la producción nacional, si bien ambas economías muestran un perfil cíclico muy parecido⁵.

c) El número de ocupados en la región decrece en el total nacional, si bien es más elevado que a principios del decenio de 1980 (entre otros motivos por la llegada de inmigrantes y la incorporación de mujeres). Las tasas de actividad y de desempleo aragonesas son menores que las nacionales, aunque la tasa de empleo regional es mayor que la estatal. Aragón presenta una cualificación del empleo que supera la media de España, pero va acompañada de una mayor temporalidad, dificultando su pleno aprovechamiento⁶.

d) La capacidad de atraer inversiones domésticas ha sido, en los últimos decenios, menos intensa en Aragón que en el conjunto español, por lo que los pesos de la inversión y el *stock* de capital regionales en los nacionales se ha reducido⁷.

e) En el capital público aragonés sobresalen las infraestructuras viarias, hidráulicas, urbanas y ferroviarias, siendo muy apreciable el esfuerzo llevado a cabo para la construcción de la línea de alta velocidad. En cambio, las dotaciones relativas de infraestructuras aeroportuarias, sociales (educación y sanidad) y administrativas son menores que en España.

f) La productividad del trabajo regional creció hasta principios de los años noventa, se ralentizó posteriormente,

⁵ GERMÁN ZUBERO (2012: 79) relaciona la trayectoria regional con la consecución de las sucesivas especializaciones productivas.

⁶ Aragón tienen una mayor proporción de empleados con estudios superiores y anteriores al superior, así como un menor peso relativo de los ocupados con estudios primarios y medios, todo ello en comparación con el total nacional.

⁷ Según PÉREZ, SANAÚ y ALBERT (2008), el capital productivo creció en Aragón entre 1985 y 2005 a una tasa próxima al 5 por 100 anual, de manera que los servicios del capital se duplicaron en 20 años. Particularmente importantes fueron las mejoras en los equipamientos de TIC, que realizaron una contribución a los servicios productivos del capital que superó el 15 por 100 del total. Por lo que respecta a la composición sectorial del capital privado, Aragón destaca, en su comparación con la media nacional, por un mayor peso tanto de la industria y la energía como de la agricultura, al tiempo que se aprecia una menor importancia relativa del sector residencial y de los servicios destinados a la venta.

⁴ SALAS y SANAÚ (1999) forma parte de una amplia serie de estudios sobre el crecimiento de las Comunidades Autónomas en el marco de un convenio de colaboración entre la entonces Fundación BBV y el Ivie.

y no retomó una senda ascendente hasta el inicio de la recesión de la primera década de la actual centuria. Ello sugiere que los ritmos de creación de empleo y de capital no fueron acompañados en Aragón de un aprovechamiento más adecuado de los recursos⁸.

g) Esta impresión se refuerza al considerar la evolución de la PTF, ya que contribuyó positivamente al crecimiento con la puesta en funcionamiento de la factoría automovilística de General Motors a principios del decenio de 1980 y dejó de hacerlo en los primeros años de la década siguiente.

h) Aragón tiene un acentuado desequilibrio en su actividad económica, puesto que la provincia de Zaragoza concentra el grueso de la de producción, de la población y el empleo, del capital privado y público, del capital humano ocupado y del capital TIC. Huesca, en cambio, mantiene con dificultad su peso relativo en prácticamente todos los indicadores, y Teruel pierde cuota en la región en producción total y de servicios, en población total, en población en edad de trabajar y ocupada, en capital privado y capital humano.

Estos rasgos, que sintetizan el crecimiento aragonés desde principios de los años ochenta, ayudan a interpretar los modelos que se presentan a continuación, estimados con técnicas de análisis recientes. Disponer de modelos de crecimiento de las economías es útil para conocer sus parámetros estructurales, cuantificar el impacto, a medio y largo plazo, de los distintos factores productivos y realizar ejercicios *contrafactuales* con los que evaluar qué pasaría si uno de esos parámetros variase. A diferencia de la mayor parte de los estudios sobre el crecimiento reciente de la economía aragonesa, el nuestro no emplea la contabilidad del crecimiento, sino que estima un modelo de crecimiento regional, con datos más recientes y técnicas econométricas más avanzadas que las de Sosvilla *et al.* (2002).

En el apartado siguiente se presentan tres modelos económicos y la metodología econométrica utilizada

posteriormente se sintetizan los datos empleados y los principales resultados de las estimaciones.

3. Marco teórico y metodología econométrica

Siguiendo la literatura empírica del crecimiento económico, se partió del modelo neoclásico más utilizado, el de Solow (1956), que suponiendo una tecnología Cobb-Douglas adopta la expresión:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta \quad [1]$$

donde Y representa el nivel de producción, t es un período temporal, K el capital total, L la fuerza laboral o trabajo, α y β la elasticidad del capital y el trabajo con respecto al nivel de producción, y A la productividad total de los factores, siendo $A_t = A_0 e^{gt}$.

Tomando logaritmos neperianos en [1] se obtiene un primer modelo:

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 t + \alpha k_t + \beta l_t \quad [2]$$

siendo $y = \ln(Y)$, $\delta_0 = \ln(A_0)$, t una tendencia determinística, $k = \ln(K)$ y $l = \ln(L)$.

En un segundo modelo se diferencia el capital privado del público, de forma que su expresión lineal es:

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 t + \alpha_1 k_{1t} + \alpha_2 k_{2t} + \beta l_t \quad [3]$$

donde: k_1 y k_2 denotan el logaritmo neperiano del capital privado y capital público, α_1 y α_2 sus respectivas elasticidades.

En un tercer modelo no se distingue entre el capital privado y público, pero se introduce el capital humano, siguiendo a Mankin, Romer y Weil (1992). Su formulación lineal es:

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 t + \alpha k_t + \beta l_t + \gamma h_t \quad [4]$$

en el que $h = \ln(H)$, siendo en este caso H el capital humano, β y γ son las elasticidades del nivel de producción con respecto al trabajo y al capital humano, respectivamente, y $\alpha + \beta + \gamma$ indica los rendimientos a escala que exhiben los factores productivos.

⁸ MAS *et al.* (2012) sostienen que el crecimiento de la productividad de Aragón (y España) se basó casi exclusivamente en el aumento de las dotaciones por hora trabajada (en especial de capital no TIC) y en menor medida en los niveles de cualificación intermedia.

Dado que para este trabajo se contó con series temporales de datos, las ecuaciones [2], [3] y [4] se estimaron mediante técnicas de cointegración apropiadas, una vez examinado el orden de integración de las variables del modelo. En principio, podrían utilizarse tanto el método de Engel y Granger como el de Johansen, puesto que tan solo requieren que las variables sean integradas del mismo orden, por ejemplo de orden uno o $I(1)$. No obstante, al aplicar estos métodos ha de tenerse en cuenta que los contrastes de raíz unitaria para detectar el orden de integración de las variables pueden ser sesgados y tener escasa potencia en el caso de muestras con una dimensión temporal no excesivamente amplia.

De presentarse estos problemas, la cointegración debería abordarse con una metodología distinta, apropiada a series temporales cortas. Ha de recordarse, en este contexto, que Sosvilla y Alonso (2005) se decantaron por el contraste con bandas de Pesaran y Shin (1991) y Pesaran, Shin y Smith (2001), que es adecuado para muestras pequeñas y permite establecer una relación entre las variables con independencia de su orden de integrabilidad, evitando el problema de la falta de potencia de los tests. Este contraste, al tiempo que estima el corto y el largo plazo conjuntamente, elimina los problemas de variables omitidas y de autocorrelación, y presenta como ventaja adicional la posibilidad de hallar la relación de causalidad entre las variables, es decir, de distinguir la variable dependiente de las independientes o explicativas.

4. Datos, estimación de los modelos y análisis de los resultados para la economía aragonesa

Para la estimación de los modelos descritos en las ecuaciones [2], [3] y [4] se contó con datos anuales del valor añadido bruto (VAB) de Aragón del período 1980-2004, procedentes de las estimaciones realizadas por el Ivie y utilizados por Pérez, Sanaú y Albert (2008)⁹.

⁹ El Servicio de Estudios del antiguo Banco Bilbao estimó el VAB aragonés a partir de 1955 y el INE publica la *Contabilidad Regional de España* desde 1980. Para esta investigación se elaboró una serie del

Los datos de capital físico (tanto el capital productivo total como el público y el privado) se tomaron de las nuevas estimaciones de BBVA-Ivie, realizadas con la metodología habitualmente empleada en los países de la OCDE y publicadas en Mas *et al.* (2007). Sus valores, así como los del VAB, se expresaron en millones de euros y a precios constantes del año 2000. La información referente al empleo y al capital humano procedía de las estadísticas de Bancaja-Ivie, concretamente de Mas *et al.* (2005). Como variable *proxy* del capital humano se consideró la población activa que posee estudios medios, tras comprobar que el indicador más habitual en estas investigaciones —los años medios de estudio de la población activa— no presentaba el nivel de significatividad precisa, algo que Sosvilla y Alonso (2005) también constataron para la economía española¹⁰.

La primera tarea a abordar en la aplicación empírica fue el análisis del orden de integración de las variables del modelo, ya que de ser todas ellas del mismo orden no es difícil encontrar una relación de largo plazo, estimar los distintos modelos de crecimiento planteados y cuantificar las elasticidades de cada una de las variables explicativas con respecto al VAB (con las que pueden calcularse, por ejemplo, los impactos en el largo plazo de un aumento de las dotaciones factoriales).

Para realizar este ejercicio, se contrastó para todas las variables de los modelos la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria. Cuando no se rechaza esta hipótesis se concluye que la variable en cuestión presenta una raíz unitaria, lo que es equivalente a decir que presenta una tendencia estocástica (los *shocks* que recibe producen cambios permanentes en su tendencia de crecimiento). Por el contrario, si se rechaza la hipótesis nula,

VAB regional desde 1955 hasta 2004 y se comprobó que presentaba un cambio estructural en 1980 que nada tenía que ver con acontecimientos acaecidos sino que se derivaba del hecho de considerar dos bases de datos distintas. De ahí que se decidiera estimar los modelos con datos homogéneos para el período 1980-2004.

¹⁰ Los resultados de esta regresión están a disposición del lector interesado. Cabe recordar que autores como DE LA FUENTE y DOMENECH (2006) muestran cómo los indicadores de capital humano más elaborados ofrecen mayores coeficientes de capital humano.

CUADRO 1
ORDEN DE INTEGRACIÓN DE LAS VARIABLES DEL MODELO

	Estadístico Dickey-Fuller aumentado	Estadístico Phillips-Perron	Ng-Perron (MZA)
VAB	-2,892	-2,236	-11,856
Capital total	-4,864*	-1,319	-19,840**
Capital público	-1,720	-0,504	-16,488***
Capital privado	-6,860*	-1,712	-34,070*
Empleo	-2,429	-1,991	-13,210
Capital humano	-0,265	-0,783	-4,222

NOTAS: Variables en logaritmos. *, ** y *** significan rechazo de la hipótesis de raíz unitaria al 1, 5 y 10 por 100, respectivamente. Contrastes realizados suponiendo constante y tendencia en el modelo y tomando dos retardos.

FUENTE: Elaboración propia a partir de los resultados del análisis.

la serie es estacionaria, esto es, los *shocks* que recibe no tienen efecto permanente.

Como puede comprobarse en el Cuadro 1, los contrastes de integración más comúnmente utilizados no dieron una idea precisa acerca del orden de integrabilidad de las variables. De acuerdo con el primero, el test de Dickey-Fuller aumentado, se concluyó que solo dos de las series, capital total y capital privado, eran estacionarias. Las restantes series no lo eran y podían considerarse integradas de orden uno. Por el contrario, el test de Phillips-Perron permitía concluir que todas ellas eran integradas de orden uno.

La incongruencia entre ambos contrastes se debe a su bajo nivel de potencia en muestras pequeñas, como la de este trabajo, inconveniente que el test Ng-Perron intenta solventar al controlar tanto el tamaño como la potencia en el entorno de la hipótesis nula. Ahora bien, este tercer test tampoco solucionó el problema, puesto que tanto el capital total, como el público y el privado resultaron estacionarios.

De acuerdo con la teoría de la cointegración, solo pueden relacionarse variables que sean integradas del mismo orden. En consecuencia, los resultados recogidos en el Cuadro 1 indican que la evolución de la producción en Aragón durante ese período no puede explicarse con el capital total y el capital privado y, por ende, que no puede evaluarse el impacto de estas variables en el VAB.

Para paliar las limitaciones de estos contrastes, Pesaran *et al.* (2001) propusieron una metodología de

cointegración ideal para muestras pequeñas y que es aplicable con independencia del orden de integración que presenten las variables del modelo a estimar. Solo requiere que la variable dependiente, el VAB, sea $I(1)$, lo cual parece evidente con los contrastes anteriormente realizados.

La aplicación de este procedimiento de contraste con el método de bandas Pesaran *et al.* (2001) permite además distinguir entre la variable dependiente y las explicativas.

Ha de puntualizarse que los estadísticos F_{III} y t_{III} contrastan las hipótesis $a_6 = a_7 = a_8 = a_9 = 0$ y $a_6 = 0$, respectivamente, en la siguiente ecuación que sirve de base para estimar los modelos (suponiendo que la variable dependiente sea y_t)

$$\Delta x_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{2i} \Delta k_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{3i} \Delta h_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{4i} \Delta l_{t-i} + a_5 t + a_6 y_{t-1} + a_7 k_{t-1} + a_8 h_{t-1} + a_9 l_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad [5]$$

Cuando la variable dependiente es k_t , t_{II} contrasta la hipótesis $a_7 = 0$ y así sucesivamente. Los valores críticos de referencia están tabulados en Pesaran *et al.* (2001) y, para un modelo con constante y sin tendencia y con tres variables explicativas son: (3,23, 4,35) para el estadístico F_{III} , y (-2,86, -3,78) para el estadístico t_{III} , a un nivel de significatividad del 5 por 100.

De acuerdo con la metodología propuesta por Pesaran *et al.* (2001), si los valores estimados para F_{III} (y/k , h , l)

y $t_{III}(y/k, h, l)$ son mayores que la banda superior de los valores críticos y los valores $F_{III}(k/y, h, l)$ $F_{III}(h/y, k, l)$ $F_{III}(l/y, k, h)$ y $t_{III}(k/y, h, l)$ $t_{III}(h/y, k, l)$ $t_{III}(l/y, k, h)$ se encuentran por debajo de la banda inferior de los valores críticos, existe una única relación de largo plazo que relaciona y_p tomada como variable dependiente en función de k_p , h_p y l_p que actúan como variables independientes (indicando, en consecuencia, el sentido de la causalidad entre las variables).

Según los resultados sintetizados en el Cuadro 2, la relación puede establecerse considerando el VAB función de los capitales físico y humano y del empleo, ya que la causalidad va de estos factores al producto y no a la inversa¹¹. En definitiva, los resultados obtenidos sugieren la existencia de una relación a largo plazo en la que el VAB es la variable dependiente y los capitales físico y humano y el empleo las variables independientes. De acuerdo con esta relación de causalidad, se estimó el modelo de crecimiento estructural para la economía aragonesa durante el período 1980-2004. Los resultados se exponen en el Cuadro 3.

Las ecuaciones [2], [3] y [4] se estimaron considerando al mismo tiempo el corto y el largo plazo. Los coeficientes a largo plazo aparecen en negrita en el Cuadro 3. Debe puntualizarse que al incluir el capital humano en los modelos de crecimiento —ecuación [4]— cabe esperar que los coeficientes del capital físico y el trabajo sean distintos de los obtenidos en las ecuaciones [2] y [3], en las que ambos factores se *apropian* del efecto del capital humano. De ahí que pueda concluirse que para estimar correctamente un modelo de crecimiento sea aconsejable introducir el capital humano, siempre que se disponga de aproximaciones adecuadas al mismo.

Las elasticidades a largo plazo estimadas a partir del *modelo de corrección del error no restringido* se calcu-

CUADRO 2

ESTADÍSTICOS PARA EL CONTRASTE DE RELACIÓN EN NIVELES EN EL LARGO PLAZO. MODELO 3

a) Nivel de producción como variable dependiente		
	$F_{III}(y/k, h, l)$	$t_{III}(y/k, h, l)$
P=2	5,857	-4,129
b) Stock de capital físico como variable dependiente		
	$F_{III}(k/y, h, l)$	$t_{III}(k/y, h, l)$
P=2	0,986	-1,271
c) Stock de capital humano como variable dependiente		
	$F_{III}(h/y, k, l)$	$t_{III}(h/y, k, l)$
P=2	1,497	-1,779
d) Trabajo empleado como variable dependiente		
	$F_{III}(l/y, k, h)$	$t_{III}(l/y, k, h)$
P=3	1,874	-2,153

FUENTE: Elaboración propia a partir de los resultados del análisis.

laron dividiendo los coeficientes de las variables explicativas desfasadas un período por el coeficiente de la variable dependiente desfasada un período. De esta forma, denotando como α la elasticidad del capital físico total (α_1 expresa la del capital público y α_2 la del privado); β , la elasticidad del empleo y como γ a la del capital humano, éstas se calcularon en el tercer modelo, por ejemplo, como $-(a_2/a_1)$, $-(a_4/a_1)$ y $-(a_3/a_1)$, respectivamente.

Del primer modelo se desprende que la suma de los coeficientes asciende a la unidad, es decir, que la función de producción regional exhibe rendimientos constantes a escala. A la misma conclusión se llega con los otros dos modelos¹². Advuértase en el primer modelo que la elasticidad del nivel de producto con respecto al *stock* de capital productivo total era un poco mayor a la del empleo (0,53 frente a 0,47).

¹¹ SOSVILLA *et al.* (2002) realizaron un contraste de causalidad, utilizando el método secuencial propuesto por HSIAO (1981), concluyendo que no podía rechazarse que el capital público causara en el sentido de Granger la productividad del VAB aragonés, pero sí al contrario.

¹² SOSVILLA *et al.* (2002) rechazaron la hipótesis de rendimientos crecientes a escala para la totalidad de los factores y no rechazaron la presencia de rendimientos constantes a escala en la economía aragonesa. En SOSVILLA y ALONSO (2005) también se sugiere la existencia de rendimientos constantes a escala en la economía española.

CUADRO 3
ESTIMACIONES DEL MODELO DE
CRECIMIENTO EN ARAGÓN

Dependiente: DVAB	Modelo 1 (ecuación 2)	Modelo 2 (ecuación 3)	Modelo 3 (ecuación 4)
Constante	2,455 (2,976)	—	3,414 (3,245)
Tendencia	—	0,003 (3,938)	—
D VAB (-1)	0,344 (2,973)	0,703 (3,471)	0,481 (2,626)
D capital total	0,456 (0,754)	—	0,029 (0,063)
D capital total (-1)	-0,896 (-1,233)	—	0,099 (0,197)
D capital público	—	0,491 (0,916)	—
D capital público (-1)	—	-0,399 (-0,809)	—
D capital privado	—	0,514 (1,143)	—
D capital privado (-1)	—	-0,355 (-0,718)	—
D empleo	0,295 (1,662)	0,342 (1,585)	0,305 (1,336)
D empleo (-1)	0,274 (1,672)	0,067 (0,330)	-0,133 (-0,568)
D capital humano	—	—	0,177 (1,172)
D capital humano (-1)	—	—	-0,157 (-1,173)
L VAB (-1)	-0,529 (-4,380)	-1,156 (-4,617)	-0,963 (-4,129)
L capital total (-1)	0,276 (3,151)	—	0,201 (2,359)
L capital público (-1)	—	0,39 (1,625)	—
L capital privado (-1)	—	0,335 (2,033)	—
L capital humano (-1)	—	—	0,284 (2,590)
L empleo (-1)	0,246 (1,718)	0,354 (2,041)	0,500 (2,428)
DU92	—	—	-0,037 (-1,690)
DT92	—	-0,016 (-2,700)	—
α	0,530	—	0,200
α_1	—	0,390	—
α_2	—	0,300	—
β	—	0,310	0,520
Y	0,470	—	0,280
R ² -Adj.	0,639	0,719	0,659
DW	2,08	2,34	2,23

NOTAS: Se indican tanto los coeficientes de corto (denotados con el símbolo D, que indica estar expresados en diferencias) como los de largo plazo (variables en niveles denotados con L y en negrita, ya que las variables se expresaron en logaritmos). Las *t*-ratios que indican la significatividad de los parámetros se expresan entre paréntesis. DU92 es una *dummy* que capta el comportamiento diferencial en la constante del modelo 3 desde 1992. DT92 capta el comportamiento diferencial en tendencia del modelo 2, después de 1992. α , α_1 , α_2 , β e Y son las elasticidad del producto respecto al capital físico, capital privado, capital público, trabajo y capital humano, respectivamente.

FUENTE: Elaboración propia.

Al distinguir entre el *stock* de capital público y el privado —segundo modelo—¹³, los coeficientes de las tres variables resultaron similares, si bien la contribución del capital público fue mayor (0,39)¹⁴ que la del empleo (0,31) y el capital privado (0,30). Este segundo modelo puede compararse con el de Sosvilla *et al.* (2002)¹⁵, en cuyas estimaciones cifraban la elasticidad de la producción privada aragonesa respecto al capital público en 0,16 y con respecto al trabajo en 0,31, no rechazándose los rendimientos constantes a escala en todos los factores. Las elasticidades aragonesas del capital público y el trabajo eran inferiores a las obtenidas para el caso español en Bajo-Rubio y Sosvilla-Rivero (1993) (0,19 y 0,39, respectivamente).

Obsérvese, en el tercer modelo, que la elasticidad del producto con respecto al capital total fue 0,20, con respecto al empleo 0,52 y con respecto al capital humano 0,28. Las elasticidades que Sosvilla y Alonso (2005) obtuvieron para España fueron de 0,20, 0,40 y 0,36 respectivamente.

Ha de subrayarse, en consonancia con otros trabajos como los de Barro y Lee (1993), Barro, Sala-i-Martin (1992) o Mankiw, Romer y Weil (1992) que, al incorporar el capital humano de la fuerza laboral, la contribución del capital total disminuyó y potenció y reforzó la del empleo. La contribución del capital humano calculada en Sosvilla y Alonso (2005) fue mayor que la obtenida para la comu-

¹³ En este modelo no pudo incluirse el capital humano como variable adicional, puesto que la pérdida de grados de libertad al incluir una variable más redundaba en estimaciones no robustas, dado el tamaño muestral considerado.

¹⁴ La elasticidad del capital público es superior a la obtenida en trabajos empíricos con datos de las regiones españolas, tal como se recoge en RODRÍGUEZ-VÁLEZ *et al.* (2009: 86), o a la calculada por TORRES-CHACÓN (2009) para España con datos del período 1980-2004. No obstante, se observa una notable variabilidad en las estimaciones debida a la elección de distintos períodos temporales, al uso de variables y bases de datos diversas y, por supuesto, a la adopción de diferentes supuestos y la utilización de técnicas econométricas dispares.

¹⁵ SOSVILLA *et al.* (2002), estimaron con datos bianuales del período 1965-1979 y anuales para el período 1979-1999, a partir de una combinación de datos de VAB a coste de los factores y empleados totales del sector privado, tomados del Instituto Nacional de Estadística (*Contabilidad Regional de España*), Funcas, IVIE-Fundación BBVA y de los stocks de capital productivo privado y de capital público, calculados con la anterior metodología de IVIE-Fundación BBVA.

nidad aragonesa, si bien ha de precisarse que el período temporal era diferente y, sobre todo, que la medida de capital humano que utilizaron, el nivel de educación efectivamente alcanzado para todas las cohortes de población en edad de trabajar, era distinta y más completa. La falta de información precisa para Aragón no permitió operar con la misma variable.

Se considera que el tercer modelo es el más adecuado y el que permite discernir la influencia del capital físico y el capital humano. Debe resaltarse, asimismo, el comportamiento diferencial observado en la economía aragonesa a partir de 1992, tal como se constata en el Anexo, en el que se explican los cambios estructurales que la economía aragonesa experimentó durante el período considerado. Los resultados indicaron con nitidez que la economía aragonesa creció entre 1980 y 1992 a un ritmo del 3,14 pr 100 anual para a partir de entonces y hasta 2004 crecer a una tasa del 2,72 por 100 anual. Este cambio estructural es precisamente el reflejado en la estimación de los modelos 2 y 3 (Cuadro 2).

5. Conclusiones

En este trabajo se detalla cómo se estimaron tres modelos de crecimiento regional, basados en el neoclásico de Solow, para explicar la evolución a largo plazo de la producción de Aragón.

Con ellos se detectó que, durante el período 1980-2004, existió en Aragón una relación de equilibrio a largo plazo entre el nivel de producción, el trabajo empleado, el capital físico y el capital humano, siendo todos los coeficientes positivos y estadísticamente significativos.

Concretamente, y con independencia del modelo utilizado, se corroboró la presencia de rendimientos constantes a escala, lo que estadísticamente implica que la suma de las elasticidades de las variables explicativas del *output* es la unidad. A nivel empírico, significa que si los factores productivos aumentan en una determinada proporción el producto lo hará en la misma cuantía.

No todos los coeficientes presentaron el mismo impacto. Individualmente, la contribución del capital físico resultó

inferior a la del empleo cuando se consideró el capital humano como variable explicativa adicional y relevante (modelo 3). Esto se tradujo en unas elasticidades de 0,20 para el capital productivo, de 0,52 para el empleo, ambas en consonancia con lo obtenido en otros trabajos realizados para la economía española, y de 0,28 para el capital humano.

En todo caso, los resultados son consistentes con los *hechos estilizados* del crecimiento económico aragonés y con diversas teorías sobre el crecimiento, y muestran con nitidez que el aumento del empleo impulsa el crecimiento, que el capital humano regional ha ejercido un efecto positivo sobre el crecimiento del VAB aragonés y que el capital físico, tanto privado como público, impulsan la producción regional. A su vez, confirman, tal como Solow (1994) apuntó, que el estudio de la influencia del capital humano en el crecimiento económico es mejor llevarlo a cabo con series temporales que con datos de sección cruzada, examinando la evolución a largo plazo de los niveles de las series de las variables determinantes del crecimiento económico y contrastando la posibilidad de que estén ancladas mediante relaciones de equilibrio procedentes de las funciones de producción que subyacen de los modelos teóricos.

Referencias bibliográficas

- [1] ALFRANCA BURRIEL, O. (2007): «Política fiscal, crecimiento económico y medio ambiente», *Información Comercial Española. Revista de Economía*, nº 835, pp. 77-93.
- [2] ÁLVAREZ HERRANZ, A. (2007): «Distribución de la renta y crecimiento económico», *Información Comercial Española. Revista de Economía*, nº 835, pp. 95-103.
- [3] BAJO-RUBIO, O. y SOSVILLA-RIVERO, S. (1993): «Does Public Capital Affect Private Sector Performance? An Analysis of the Spanish Case 1964-1988», *Economic Modelling*, nº 10, pp. 179-185.
- [4] BARRO, R. y SALA-I-MARTÍN, X. (1992): «Convergence», *Journal of Political Economy*, vol.10, nº 2, pp. 223-251.
- [5] BARRO, R. J. y LEE, J. W. (1993): «International Comparisons of Educational Attainment», *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, nº 3, pp. 363-394.
- [6] BENGUA CALVO, M. y SÁNCHEZ-ROBLES RUTE, B. (2001): «Crecimiento económico y desigualdad en los países latinoamericanos», *Información Comercial Española. Revista de Economía*, nº 790, pp. 63-74.

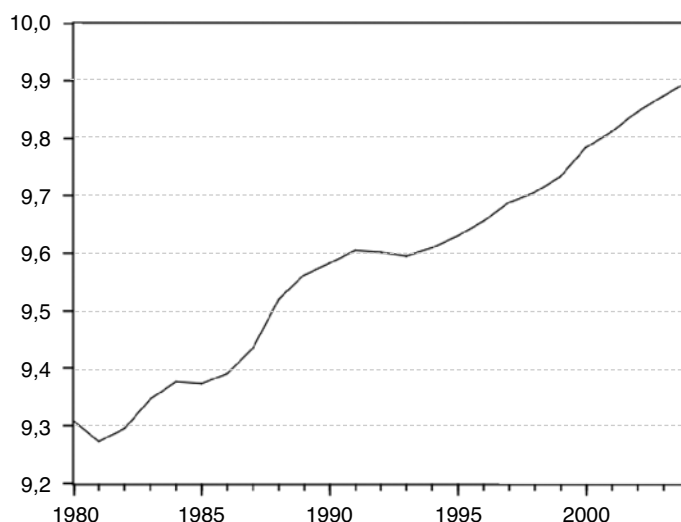
- [7] DE LA FUENTE, A. y DOMENECH, R. (2006): «Human Capital in Growth Regression: How Much Difference Does Data Quality Make?», *Journal of the European Economic Association*, vol. 4, nº 1, pp. 1-36.
- [8] GALINDO MARTÍN, M. A. (2007): «Gobernanza, política fiscal y crecimiento económico», *Información Comercial Española. Revista de Economía*, nº 835, pp. 25-33.
- [9] GALINDO MARTÍN, M. A. (2011): «Crecimiento económico», *Información Comercial Española. Revista de Economía*, nº 858, pp. 39-55.
- [10] GERMÁN ZUBERO, I. (2012): *Historia económica del Aragón contemporáneo*, Prensas Universitarias de Zaragoza, Zaragoza.
- [11] HSIAO, C. (1981): «Autoregressive Modelling and Money-income Causality Detection», *Journal of Monetary Economics*, nº 7, pp. 85-106.
- [12] MANKIW G.N.; ROMER, D. y WEIL, D.N. (1992): «A Contribution to the Empirics of Economic Growth», *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, nº 2, pp. 407-437.
- [13] MAS IVARS, M.; PÉREZ GARCÍA, F.; URIEL JIMÉNEZ, E.; SERRANO MARTÍNEZ, L. y SOLER GUILLÉN, A. (2005): *Metodología para la estimación de las series de Capital humano. 1964-2004*, Fundación Bancaria. Valencia.
- [14] MAS IVARS, M.; PÉREZ GARCÍA, F. y RIEL JIMÉNEZ, E. (dirs.) (2007): *El stock y los servicios del capital en España (1964-2005). Nueva metodología*, Fundación BBVA. Bilbao.
- [15] MAS IVARS, M.; FERNÁNDEZ DE GUEVARA, J.; ALBERT, C.; PÉREZ, J.; ROBLEDO, J. C. y SALAMANCA, J. (2012): *Productividad y empleo III. Análisis para la mejora de la productividad en Aragón*, Consejo Económico y Social de Aragón, Zaragoza.
- [16] PÉREZ, F.; SANAÚ, J. y ALBERT, C. (2008): *La trayectoria de crecimiento de la economía aragonesa (1985-2005)*, Fundear. Zaragoza.
- [17] PÉREZ Y PÉREZ, L.; SANAÚ VILLARROYA, J. y SANZ VILLARROYA, I. (2010): *Impacto macroeconómico de la inversión en infraestructuras de transporte eléctrico*, Fundear, Zaragoza.
- [18] PERRON, P. (1989): «The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis», *Econometrica*, vol. 57, nº 6, pp.1361-1401.
- [19] PESARAN, M.H.; SHIN, Y. (1991): «Modelling Approach to Cointegration Analysis», en Stom, S. (edit.): *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press. Cambridge, pp. 371-413.
- [20] PESARAN, M.H.; SHIN, Y. y SMITH, R. J. (2001): «Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, nº 3, pp. 289-326.
- [21] RODRÍGUEZ-VÁLEZ, J.; ÁLVAREZ-PINILLA, A.; ARIAS SAMPEDRO, C., y FERNÁNDEZ VÁZQUEZ, E. (2009): «La contribución de las infraestructuras a la producción. Estimación por máxima entropía», *Revista de Economía Aplicada*, XVII (50), pp. 77-96.
- [22] SALAS FUMÁS, V. y SANAÚ VILLARROYA, J. (1999): *Capitalización y crecimiento de la economía aragonesa (1955-1997)*, Fundación BBV, Bilbao.
- [23] SERRANO SANZ, J.M.; GÓMEZ LOSCOS, A.; PÉREZ PÉREZ, L.; SANAÚ VILLARROYA, J. y SANZ VILLARROYA, I. (2009): *Los efectos económicos de la Expo Zaragoza 2008*, Fundear. Zaragoza.
- [24] SOLOW, R. M. (1956): «A Contribution to the Theory of Economic Growth», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, nº 1, pp. 65-94.
- [25] SOLOW, R. M. (1994): «Perspectives on Growth Theory», *Journal of Economic Perspectives*, vol. 8, nº 1, pp. 45-54.
- [26] SOSVILLA, S. y ALONSO MESEGUER, J. (2005): «Estimación de una función de producción MRW para la economía española», *Investigaciones Económicas*, vol. 29, nº 3, pp. 609-624.
- [27] SOSVILLA, S. (DIR.); GADEA, M.D.; HERCE, J. A. y MONTAÑÉS, A. (2002): *Los efectos de las ayudas comunitarias en Aragón*, Zaragoza. Consejo Económico y Social de Aragón.
- [28] SOSVILLA, S. (DIR.); ARÉVADO, P.; ESPADERO, P.; GARCÍA, J. R.; HERCE, J. A.; PUCH, L. A.; RODRÍGUEZ TECHAL, I. y VIZCAINO DELGADO, D. (2008): *Aragón y su futuro: hacia una economía más competitiva basada en la innovación y el conocimiento*, Zaragoza. Fundear.
- [29] TORRES-CHACÓN, J. L. (2009): «Capital público y crecimiento económico en España 1980-2004», *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, vol. 188, nº 1, pp.31-54.
- [30] ZIVOT, E. y ANDREWS, D. W. K. (1992): «Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis», *Journal of Business and Economics Statistics*, vol. 10, nº 3, pp. 251-270.

ANEXO

ANÁLISIS DE RUPTURAS ESTRUCTURALES EN LA TENDENCIA DE CRECIMIENTO DEL VAB

El Gráfico A1 refleja el logaritmo del VAB aragonés del período 1980-2004, variable endógena de los tres modelos estimados en el presente trabajo. Nótese que, a partir de 1992, se registra un cambio de nivel que va acompañado de una reducción de la tendencia de crecimiento. Para corroborar si el cambio de tendencia observado era estadísticamente significativo se realizó un análisis de rupturas estructurales en la serie.

GRÁFICO A1
VAB ARAGONÉS 1980-2004
(Logaritmos)



FUENTE: Elaboración propia a partir de Mas *et al.* (2007).

Dado que el valor del estadístico del test de Dickey-Fuller ascendió a -2,26, por debajo del correspondiente valor crítico (-4,46 al 1 por 100, -3,64 al 5 por 100 y -3,26 al 10 por 100 de significatividad estadística), cabe concluir que el logaritmo del VAB del período era no estacionario.

Ahora bien, tal como advierte Perron (1989), con frecuencia se admite la existencia de raíces unitarias cuando lo que realmente sucede es que la serie presenta una tendencia determinística con una ruptura de nivel o de tendencia.

Para contrastarlo este autor propuso introducir una variable *dummy* en la ecuación del test de Dickey-Fuller que represente el período en el que sucede el cambio. Zivot y Andrews (1992) extendieron la propuesta de Perron para considerar más de una ruptura y que ésta se obtenga endógenamente, en lugar de que el investigador la elija de antemano y la introduzca de forma exógena. El VAB aragonés del período 1980-2010 se sometió a este procedimiento para encontrar de forma endógena los puntos de corte que marcan rupturas en su nivel y/o en su tendencia de crecimiento. Los resultados obtenidos aparecen en el Cuadro A1 y muestran un cambio en nivel, negativo, tras 1992 y un cambio en tendencia, también negativo a partir de dicho año¹.

¹ El análisis se realizó tomando logaritmos.

ANEXO (continuación)

CUADRO A1
ANÁLISIS DE RUPTURAS DE LA SERIE VAB ARAGONÉS, 1980-2010

$$DFA: \Delta VAB_t = a_0 + \lambda * IVAB(-1) + a_1 * T + a_2 * DUT_t + a_3 * DTT_t + \varepsilon_t$$

	Coeficiente	T-estadístico
Constante (a_0)	34,811	-4,907
Tendencia (T)	0,020	4,976
IVAB (-1)	-0,528	-4,270
DU1992	-0,057	-4,294
DT1992	-0,004	-2,126

NOTAS: T representa la tendencia de crecimiento; $DUT_t = 1$ a partir de 1992 y cero en otro caso y $DTT_t = (T - T_t)$ siendo T_t igual a 1991; es decir es una *dummy* de tendencia a partir del año 1992.

FUENTE: Elaboración propia con base en los resultados del análisis.

El estadístico del test de Dickey-Fuller aumentado para la variable dependiente retardada un período, exhibió un valor de -4,270, mayor que el valor crítico de referencia (-3,75), tomado a un nivel de significatividad del 5 por 100, según los valores tabulados con un experimento de Monte Carlo para una muestra de 30 observaciones, considerando un *proceso generador de datos* con cambio en nivel y tendencia a partir del año 1992, bajo la hipótesis nula de raíz unitaria². Las rupturas encontradas en 1992 resultaron estadísticamente significativas.

Puede afirmarse, en suma, que la serie de VAB que cubre el período 1980-2004 presenta una ruptura negativa y significativa en su tendencia de crecimiento a partir de 1992. La ruptura se produjo a raíz de la breve, aunque intensa, crisis de principios del decenio de 1990, una vez que el impulso en la productividad total de los factores (PTF) regionales por la instalación de una factoría de General Motors se desvaneció. Baste en este sentido señalar que en 1992 el ritmo de crecimiento de la economía aragonesa fue menor que el español; al año siguiente —único del período estudiado en el que el VAB se contrajo— la tasa de crecimiento fue negativa (-2 por 100 en Aragón, -1,1 por 100 en España) y, a partir de entonces, el aumento de la producción regional fue inferior al nacional (salvo en 1998 y 2003), y aunque ambas economías siguieran un perfil cíclico similar, su sincronía quedó lejos de la registrada en la década de 1980. Esta dispar evolución explica por qué el VAB de Aragón, que en 1992 representaba un 3,33 por 100 del español, 12 años después fuera un 3,09 por 100 del conjunto nacional, pérdida de cuota relativa que en *otros productos minerales no metálicos; fabricación de material de transporte; servicios de no mercado* (o *no destinados a la venta*) y *transportes y comunicaciones* fue más acentuada que en *construcción* y en *industria de la alimentación, bebidas y tabaco*. En cambio, la importancia de la región en el conjunto nacional aumentó en el conjunto de la industria, y dentro de ella en determinadas ramas como *industria del papel; edición y artes gráficas; productos químicos e industrias manufactureras diversas*. La cuota regional también se elevó en *energía* y en *agricultura, ganadería y pesca*. Se trata, en definitiva, de una estructura productiva que en 2008 convirtió a Aragón en una región muy vulnerable a la recesión extendida a escala mundial en dicho año.

² Valor crítico calculado con un experimento con 2.000 réplicas. Aunque es aconsejable un número mayor de réplicas, la reducida dimensión temporal de la serie estudiada no lo permitió.